

Determinanten der Regierungsbeständigkeit - eine Event-History-Analyse von 40 parlamentarischen Demokratien

Jäckle, Sebastian

Postprint / Postprint

Zeitschriftenartikel / journal article

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Jäckle, S. (2009). Determinanten der Regierungsbeständigkeit - eine Event-History-Analyse von 40 parlamentarischen Demokratien. *Zeitschrift für Vergleichende Politikwissenschaft : Comparative Governance and Politics*, 3(1), 6-32.
<https://doi.org/10.1007/s12286-009-0020-y>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

gesis
Leibniz-Institut
für Sozialwissenschaften

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Mitglied der

Leibniz-Gemeinschaft

Determinanten der Regierungsbeständigkeit – Eine Event-History-Analyse von 40 parlamentarischen Demokratien

1. Einleitung und Fragestellung¹

Regierungen in Frankreich, Italien oder Griechenland sind durchschnittlich etwa ein Jahr an der Macht, in Spanien oder Luxemburg hingegen mehr als drei Jahre. Aber auch innerhalb eines Landes lassen sich meist deutliche Unterschiede bei der Regierungsbeständigkeit identifizieren. Dieser Artikel soll sich deshalb mit der Frage beschäftigen, welche Faktoren die hohe Inter- wie Intraländervarianz der Regierungsdauer parlamentarischer Systeme erklären können.

Diese Frage reicht insofern weit über ein akademisches Problem hinaus, als dass durch ihre Beantwortung eine gewisse Prognosefähigkeit für neu gebildete Kabinette erzielt wird. Damit hat sie tendenziell auch eine praktische und politikberatende Relevanz. Der Artikel soll darüber hinaus aber auch die Methode der *Event History Analysis*, die bislang in der deutschen Politikwissenschaft noch kaum Aufmerksamkeit gefunden hat, an einem konkreten Beispiel präsentieren und damit auch deren potentielle Vorzüge gegenüber klassischen empirischen Methoden deutlich machen. Neben der Verwendung einer ausgereifteren und passgenaueren Methodik hebt sich dieser Beitrag von der bisherigen Literatur zu Regierungsscheitern, die innerhalb der Analyse auch immer wieder als Vergleichsmaßstab herangezogen wird (z.B. Browne et al. 1984a, 1986; Diermeier und Stevenson 1999, 2000; King et al. 1990; Taylor und Herman 1971; Warwick 1979, 1994; Laver und Shepsle 1994, 1996) darüber hinaus durch ein größeres und aktuelleres Sample ab, welches 907 Regierungen aus 40 Ländern umfasst und welches erstmals auch die jüngst entstandenen demokratischen Staaten Osteuropas miteinschließt.²

Kein Premier regiert auf ewig, jede Regierung muss irgendwann abtreten. Dieses Faktum ist in

¹ Ich danke Uwe Wagschal, Thomas Metz, Rafael Bauschke, Raimund Wolf, Andreas Heindl sowie den beiden anonymen Gutachtern für hilfreiche Kritik und Anregungen.

² Der bis dato wohl umfangreichste Datensatz, der von Warwick für seine Analyse erstellt wurde, umfasst nur die Regierungen von 16 westlichen Ländern während der Periode 1945-89 (Warwick 1994).

keiner Weise strittig. Interessant ist vielmehr, wie lange es dauert, bis eine Regierung abtritt und aus welchen Gründen dies geschieht. Deshalb erscheint in dieser Analyse die Regierungsdauer – präziser: die Zeit in Tagen zwischen der Aufnahme der Regierungsgeschäfte und dem Ende der Regierung – als abhängige Variable. Für sich genommen besitzt diese Größe zwar nur eine bedingte Aussagekraft, sie wird allerdings häufig als Proxy-Measure für die Stabilität einer Regierung oder sogar des gesamten politischen Systems verwendet. In Anlehnung an Lijphart (1984a) wird in dieser Arbeit allerdings eine weniger deterministische Interpretation bevorzugt. So spielt die Dauerhaftigkeit einer Regierung zweifellos auch für die politische Stabilität eine große Rolle, allerdings zeigen Gegenbeispiele, wie die IV. Französische Republik oder die *Pentapartito* Kabinette in Italien, dass ein politisches System durch häufiges Regierungsscheitern nicht an grundlegender Stabilität einbüßen muss, solange ein stabiler Nukleus an politischen Entscheidungsträgern bestehen bleibt, der für eine konsistente Politik sorgen kann (Siegfried 1956: 399f; Dogan 1989: 239). Auch von Beyme argumentiert, dass die personelle Kontinuität innerhalb verschiedener Regierungen für die politische Stabilität als relevanter erachtet werden muss als die Dauer des Kabinetts als Ganzem (Beyme 1971: 69). Deshalb werden in dieser Arbeit im Gegensatz zu einer großen Anzahl an Autoren, die undifferenziert Dauer mit Stabilität gleichsetzen (z.B. Blondel 1968; Browne et al. 1984a), ausschließlich die Begriffe der *Beständigkeit* bzw. *Dauerhaftigkeit* synonym zueinander verwendet, die gegenüber dem der Stabilität neben einer geringeren Reichweite auch eine stärkere zeitliche Komponente aufweisen. Rückschlüsse auf die Stabilität sind über die Regierungsdauer in Teilen jedoch durchaus möglich. So zeigen Harmel und Robertson, dass ein häufiger Wechsel der Regierung in der Bevölkerung negativ aufgefasst wird und sich auch ungünstig auf die generelle Unterstützung für das politische System auswirkt, wodurch indirekt die Systemstabilität negativ beeinflusst wird (Harmel und Robertson 1986). Die Entwicklung eines umfassenden, sämtliche relevanten Aspekte beinhaltenden Maßes für die Stabilität eines Regierungssystems, zu dem zweifellos die Regierungsdauer, die personelle Kontinuität relevanter Regierungsmitglieder, wie auch eine Betrachtung von Policy-Outcomes zu zählen hätte, kann und soll hier aber nicht geleistet werden. Dieser Artikel beschränkt sich dezidiert nur auf die Modellierung der Dauerhaftigkeit von Regierungen.

2. Grundlegende Definitionen

Bei genauerer Betrachtung stellt sich schnell heraus, dass bereits eine substantielle Definition von „Regierung“ einige Probleme aufwirft, die von Relevanz für die weitere Analyse sind. So muss man, um die Regierungsdauer tagesgenau zu bestimmen, den exakten Start- und Endzeitpunkt definieren, wozu zunächst ein Katalog an Vorkommnissen festzulegen ist, bei denen man vom Ende

einer Regierung sprechen kann (Lijphart 1984b). Je mehr dieser Endereignisse man in die Liste mit aufnimmt, desto kürzer fällt die durchschnittliche Regierungsdauer aus (Gallagher 2006: 411). In der wissenschaftlichen Debatte wurde bislang eine Vielzahl an Konzepten verwendet, deren unterschiedliche theoretische Herangehensweisen zu verschiedenen Regierungsdefinitionen und damit zu divergierenden Anzahlen und Dauern von Regierungen geführt haben, was den Ergebnisvergleich zwischen diesen Studien erschwert. Im Sinne der Nachvollziehbarkeit ergibt sich daher eine zwingende Notwendigkeit, diese Kriterien explizit zu machen, was im Folgenden geschieht.

Das einzige Kriterium für einen Regierungswechsel, dessen sich alle wichtigen Studien (z.B. Dodd 1984; King et al. 1990; Taylor und Herman 1971; Warwick 1994) bislang bedienten, ist eine Veränderung der parteipolitischen Zusammensetzung des Kabinetts. Eine Regierung wird hierbei darüber definiert, dass die sie unterstützenden Parteien dieselben bleiben müssen (Blondel 1968: 190). Hier schließt sich allerdings die Frage an, welche Parteien man unter die eine Regierung unterstützenden Parteien subsumiert. Einige Autoren beziehen explizit alle Parteien mit ein, die im Parlament eine konsistente Unterstützungspolitik gegenüber der Regierung betreiben (De Swaan 1973: 143f). Aus theoretischer wie auch aus praktischer Sicht ergibt eine solche Definition jedoch nur wenig Sinn. Man denke nur an Minderheitenregierungen, die in der Regel auf die Unterstützung durch dritte Parteien angewiesen sind. Diese Unterstützerparteien können häufig je nach Themenlage und Opportunität wechseln. Somit ist es auch aus praktischer Sicht so gut wie unmöglich nachzuvollziehen, ob eine Partei die Regierung wirklich in konsistenter Weise unterstützt hat. Außerdem hat Warwick gezeigt, dass es zumindest für Westeuropa keinen erheblichen Unterschied macht, welche Definition man für die Regierungsmitgliedschaft verwendet (Warwick 1994: 120-122). Aus diesem Grund wird in dieser Analyse ein anderer Ansatz verfolgt. Als Regierungsparteien werden hier nur solche Parteien gezählt, die mindestens einen Minister im Kabinett stellen. Da in der Regel nur die Minister innerhalb des Kabinetts stimmberechtigt sind, ist somit auch sichergestellt, dass jede Regierungspartei über gewisse aktive Politikgestaltungsmöglichkeiten verfügt. Und da die Parteizugehörigkeit eines Ministers sich zudem mit größerer Sicherheit ermitteln lässt als die eventuell nur passive Unterstützung der Regierung durch eine Parlamentspartei ist diese Definition auch auf Grund der besseren Datenverfügbarkeit vorzuziehen. Ein Regierungswechsel nach dem Kriterium *Veränderung der parteipolitischen Zusammensetzung der Regierung* liegt demnach in dem Moment vor, wenn eine Partei, welche Minister in der Regierung stellt, aus dieser ausscheidet oder eine neue Partei Posten innerhalb des Kabinetts erhält.

Des Weiteren wird jegliche Veränderung in der Person des Premiers als Regierungsende gewertet, sei es ein Rücktritt auf Grund politischer, familiärer oder gesundheitlicher Gründe, eine Abwahl

durch das Parlament oder der Tod des Premiers. Hierbei liegt die Überzeugung zu Grunde, dass der Premier innerhalb des Kabinetts häufig mehr ist als ein *primus inter pares* und somit die Regierungspolitik stärker bestimmt als jeder andere Minister (Laver und Shepsle 1994: 304f). Im Gegensatz zu Warwick, der jedes Rücktrittsgesuch eines Premiers als Regierungsende wertet (Warwick 1994: 27f), werden in diesem Artikel nur die vom Staatsoberhaupt akzeptierten und damit wirklich vollzogenen Rücktritte als Ende einer Regierung verbucht. Damit ist sichergestellt, dass einzig Rücktritte, aus denen eine wirkliche Veränderung in der Regierung resultiert, als Regierungsende gewertet werden und gleichzeitig Regierungen, die zwar formal zurücktreten, aber faktisch im Amt bleiben, als weiterlaufend zählen. Eine zweite Möglichkeit wäre es, zwischen politischen und unpolitischen Gründen für Veränderungen im Premiersamt zu unterscheiden, wie dies Dodd vorführt, der ausschließlich Rücktritte des Premiers auf Grund politischer Probleme als Regierungsende wertet (Dodd 1976: 121f). Dieser Sichtweise ist entgegenzuhalten, dass es sich häufig nur schwer ausmachen lässt, ob beispielsweise ein Rücktritt aus gesundheitlichen Gründen nicht lediglich der Verschleierung eines politisch motivierten Rücktritts dient. Daher ist es sinnvoller, alle Veränderungen im Premiersamt zunächst als Regierungsende zu werten. Im Rahmen der Analyse selbst wird dann nochmals zu unterscheiden sein, ob ein Regierungswechsel politisch motiviert war oder nicht.

Durch praktisch jede Parlamentswahl werden die Kräfteverhältnisse innerhalb der Legislative verändert. Damit ergeben sich zwar nicht zwingend neue Optionen für die Bildung alternativer Regierungen, aber in jedem Fall ändert sich das „issue environment“ (Browne et al. 1984b: 6), innerhalb dessen die regierungspolitischen Verhandlungen geführt werden. Auf Basis dieser grundsätzlich unterschiedlichen Ausgangslage vor und nach einer Wahl ist es angebracht, Parlamentswahlen allgemein als End-, beziehungsweise Anfangspunkt einer Regierung anzusehen. Selbst wenn ein Kabinett nach einer Wahl vollkommen unverändert wieder an die Macht gelangt, wird es also als neue Regierung gewertet, da sich durch jede Wahl Schlüsselattribute einer Regierung ändern (Laver und Schofield 1998: 146f). Dabei spielt es keine Rolle, ob die Wahlen regulär nach Ablauf der Legislaturperiode stattfanden, oder ob sie auf Grund von politischen Erfordernissen vorgezogen wurden. Der zweifellos vorhandene qualitative Unterschied zwischen einem vorzeitigen Scheitern und einem „regulären“ Ende einer Regierung in Folge von Wahlen findet über das verwendete Zensurregime Eingang in das Modell. Regierungen, die durch Wahlen enden, werden in diesem Sinne dezidiert nicht als gescheitert betrachtet. Das Zensieren dieser Regierungen führt, wie weiter unten noch genauer beschrieben wird, dazu, dass für deren Regierungsdauer nicht die empirisch observierten Dauer – vom Regierungsanfang bis zum Zeitpunkt der Wahl – in das Modell einfließen, sondern eine längere über die Überlebensfunktion

geschätzte Dauer.³

Nach Definition der Endereignisse bleibt die Frage, welcher Tag das genaue Wechseldatum darstellt. Hier wird der Tag verwendet, an dem eine neue Regierung die Amtsgeschäfte aufnimmt. Daraus ergibt sich, dass bereits gescheiterte Regierungen noch so lange als im Amt befindlich gezählt werden, bis eine neue Regierung sie ablöst. Diese Übergangsperioden können je nach Komplexität der Regierungsbildung wenige Tage bis hin zu einigen Monaten andauern.

Eine besondere Bedeutung wird im weiteren Verlauf der Analyse die Art der Regierung einnehmen. Unterscheiden lassen sich Regierungen grundlegend nach der Anzahl der beteiligten Parteien (Einparteien- und Koalitionsregierungen), nach dem parlamentarischen Mehrheitsstatus (Mehrheits- und Minderheitsregierungen) und danach, ob es sich um eine reguläre oder eine Übergangsregierung handelt. Wenn man Mehrheitskoalitionsregierungen nochmals in Regierungen unterteilt, die aus mehr als der nötigen Anzahl unterstützender Parlamentsparteien hervorgehen (Surplus Coalition), und solche, welche gerade die ausreichende parlamentarische Mehrheit hinter sich vereinigen können (Minimal Winning Coalition), lassen sich folgende sechs Regierungsarten voneinander abgrenzen (Lijphart 1984c: 60):

- Einparteienmehrheitsregierungen (Single Party Government) – SPG
- Einparteienminderheitsregierungen (Single Party Government Minority) – SGMIN
- Kleinstmögliche Koalitionen (Minimal Winning Coalition) – MWC
- Übergroße Koalitionen (Surplus Coalition) – SC
- Mehrparteienminderheitsregierungen (Multi Party Minority Government) – MPMIN
- Übergangsregierungen (Caretaker) – CARE

3. Bisherige Ansätze zur Messung von Regierungsbeständigkeit

Seit Beginn der 70er Jahre hat sich eine Reihe politikwissenschaftlicher Untersuchungen dem Thema Regierungsbeständigkeit gewidmet. Grob lassen sich dabei drei Wellen von Ansätzen unterscheiden, welche auch unterschiedliche statistische Methoden anwenden. Erste quantitativ motivierte Studien verwendeten einen reinen Attributsansatz, wobei in der Regel einfache Korrelationen und lineare Regressionen berechnet wurden (unter anderem Blondel 1968; Axelrod 1970; Dodd 1976; Warwick 1979; Strøm 1985). Beispielhaft für dieses Vorgehen ist die Studie von Taylor und Herman zum Einfluss des Parteiensystems auf die Regierungsbeständigkeit (Taylor und

³ Eine weitere Möglichkeit wäre es Wahlen grundsätzlich nicht als terminierendes Ereignis und unveränderte Regierungen damit als fortlaufend zu werten. Allerdings würde eine solche Operationalisierung – abgesehen von dem theoretischen Gegenargument der Veränderung des „issue environment“ – auch forschungspraktisch nur bedingt Sinn ergeben, da die Vergleichbarkeit mit anderen Studien, welche zumeist ebenfalls Wahlen als Endereignisse betrachten, unterminiert würde.

Herman 1971). Eine Gemeinsamkeit aller Attributsansätze ist ihre *deterministische* Grundannahme, dass das Scheitern einer Regierung einzig durch die sich nicht mehr ändernden Attribute, wie sie bei der Aufnahme der Regierungsgeschäfte bestanden, bedingt sind (Browne et al. 1986: 649).

Ausgehend von der Feststellung, dass alle bis dato erschienenen Studien maximal 30 Prozent der Varianz der Regierungsdauern erklären konnten, kamen Browne, Frendreis und Gleiber zu der Erkenntnis, dass eine gänzlich neue Theorie nötig sei, die stärker auf die eigentlichen Gründe für das Regierungsscheitern einging. Ihr Ereignisansatz stellt damit eine klare Abkehr von den Attributsansätzen dar (Browne et al. 1984a). Ereignisse wie Wirtschaftskrisen, Kriege, politische Skandale oder Konflikte innerhalb der Koalition werden von den politischen Entscheidungsträgern als Anforderungen wahrgenommen, deren Nichterfüllung das Scheitern einer Regierung bedeutet. Da das Regierungsscheitern in diesem Modell einzig vom Vorkommen solcher kritischen Ereignisse abhängig ist, von denen angenommen wird, dass ihr Auftreten rein zufälliger Natur, bzw. eine Vorhersage nicht möglich ist, lässt es sich mit stochastischen Methoden modellieren. Dies ist der Ansatz, den auch die Event History Analysis (EHA) verfolgt. Diese Methode hat ihre Ursprünge in der medizinischen Forschung, was sich vor allem in der Terminologie zeigt, in der auch weiterhin von Überleben (*survival*) die Rede ist (Ziegler et al. 2004). Allerdings hält sie auch in den Sozialwissenschaften seit den 80er Jahren vermehrt Einzug (vgl. beispielsweise Blossfeld 1986), da gerade dort viele Fragen aufgeworfen werden, die sich nur unter Berücksichtigung von Zeit als einem relevanten Faktor genau angehen lassen. Einige dieser sozialwissenschaftlichen Studien behalten buchstäblich die ursprüngliche Bedeutung von „Überleben“ bei (z.B. Derosoas 2003), bei anderen stellt ein Event allgemeiner den Übergang von einem Zustand in einen anderen dar (z.B. Agadjanian und Makarova 2003). Browne und seine Kollegen waren die ersten, die EHA dann in der Politikwissenschaft für die Analyse von Regierungsbeständigkeit eingesetzt haben.

Grundlegend für jede EHA sind zwei Funktionen: Zum einen die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion $f(t)$, welche die unmittelbare Wahrscheinlichkeit angibt, dass ein Event stattfinden wird, oder in anderen Worten, eine Untersuchungseinheit während des sehr kurzen Intervalls, das durch t und $t + \Delta t$ begrenzt wird, scheitert, sofern sie bis zum Beginn des Intervalls bei t überlebt hat:

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T \leq t + \Delta t)}{\Delta t}.$$

Die zweite wichtige Funktion ist die Überlebensfunktion $S(t)$:

$$S(t) = \Pr(T \geq t).$$

Diese beschreibt die Wahrscheinlichkeit, dass eine Überlebenszeit T genauso groß oder größer als eine bestimmte Zeit t ist. Man kann $S(t)$ aber auch als den Anteil an Untersuchungseinheiten ansehen, die nach t noch am Leben sind. Zu Beginn der Observation sind dies noch alle ($S(t_0) = 1$),

mit fortschreitender Zeit scheitern jedoch immer mehr Einheiten, so dass für den Fall, dass die Studie bis ins Unendliche fortgesetzt wird, die Überlebenswahrscheinlichkeit gleich null würde ($S(\infty) = 0$). Die Kombination aus diesen beiden Funktionen stellt das zentrale Konzept der EHA dar und wird in der Regel als „*Hazard Rate*“ λ bezeichnet (Lawless 1982: 8), welche die Anzahl der ausgeschiedenen Elemente zum Zeitpunkt t durch die Anzahl derjenigen Elemente teilt, die bis kurz vor t noch am Leben waren und die somit dem Risiko des Scheiterns unterlagen:

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)}.$$

Browne, Frendreis und Gleiber erhalten durch die Annahme einer Poisson-Verteilung der Regierungsdauern⁴ letztlich eine rein exponentielle Verteilung der erwarteten Regierungsdauern: $f(t) = \lambda e^{-\lambda t}$, mit entsprechender Überlebensfunktion: $S(t) = e^{-\lambda t}$. Eine solche exponentielle Verteilung kann nur dann zustande kommen, sofern die Hazard Rate über die gesamte Legislaturperiode konstant bleibt. Browne und seine Kollegen wie auch Cioffi-Revilla (1984: 321) gehen von einer solchen konstanten Hazard Rate aus, wobei Browne, Frendreis und Gleiber in ihren Chi-Quadrat-Anpassungstests nur für vier von zwölf untersuchten Ländern die Nullhypothese einer Poisson-Verteilung nicht zurückweisen können. In den anderen acht Ländern lässt sich Regierungsscheitern damit nicht ausschließlich über eine probabilistische Verteilung von kritischen Ereignissen erklären (Browne et al. 1986: 640-644). Das macht aus statistischer Sicht den Einfluss von Kovariablen, also Attributen einer Regierung, sehr wahrscheinlich, was letztlich auch die Gruppe um Browne eingesteht, wenn sie erklärt:

„the immediate theoretical task is to construct a working model of governmental life-cycle which incorporates the findings of both the structural attributes and random events models“ (Frendreis et al. 1986: 626).

Den ersten Versuch einer Zusammenführung der sich bis dato so unversöhnlich gegenüberstehenden Ansätze⁵ unterbreiteten King, Alt, Burns und Laver mit ihrem *Unified Statistical Model* (King et al. 1990: 848) – im Folgenden kurz *KABL-Modell*. Der Ausgangspunkt für dieses Modell war die Erkenntnis, dass es den Attributsansätzen nicht gelingt, den Zufallsprozess des Regierungsscheiterns adäquat nachzustellen, aber andererseits die reinen Ereignisansätze für die Tatsache blind sind, dass bestimmte Typen von Regierungen beständiger sind als andere. Zentral für dieses Modell ist ebenfalls eine Hazard Rate, allerdings eine

⁴ Den mathematischen Beweis, dass *Event Counts*, wie in diesem Fall die Regierungsdauern, Poisson-verteilt sind, liefert King (1988: 860).

⁵ Zur hitzigen Debatte zwischen Strøm, einem Vertreter des Attributsansatzes, und den Event-Theoretikern um Browne vgl. (Strøm et al. 1988).

konditionelle, d.h. von Regierungsattributen abhängige.⁶ Mit Hilfe der *Maximum Likelihood Estimation* (Tutz 2000: 74) lassen sich dann die β -Koeffizienten abschätzen. Aus praktischen Gründen wird jedoch nicht die Wahrscheinlichkeitsfunktion selbst, sondern deren Logarithmus maximiert, die Log-Likelihood-Funktion, was bei den Schätzwerten und den dazugehörigen Standardfehlern keinerlei Unterschied macht. Das Problem der, durch die Legislaturperioden vorgegeben, maximalen Obergrenze für eine Regierungsdauer, dem im bisher dargestellten KABL-Modell nicht Rechnung getragen wird, lösen King und seine Kollegen durch strategisches Zensieren⁷ aller Regierungen, die bis maximal ein Jahr vor Ende der gesetzlichen Legislaturperiode (im Folgenden *CIEP: Constitutional Interelection Period*) scheitern. Hinter diesem Ansatz steckt die Vermutung, dass der Anreiz für Koalitionspartner wächst, eine Regierung aus eigenem politischen Kalkül zu verlassen und so zum Scheitern zu bringen, je näher das Ende der CIEP kommt. Damit lässt sich die Regierungsbeständigkeit über zwei unterschiedliche Ansätze modellieren. (1) Die observierbaren Dauern über das bisherige exponentielle KABL-Modell und (2) die durch das Ende der Legislaturperiode zensierten Regierungsdauern über eine so genannte „end game“ (King et al. 1990: 853) Verteilung. Es lässt sich bei diesen zensierten Fällen zwar nicht mit Genauigkeit sagen, wie lange sie überlebt hätten, wäre nicht das Ende der Legislaturperiode nahe gewesen, allerdings kann mit Hilfe der Überlebensfunktion $S(t)$ die Wahrscheinlichkeit berechnet werden, dass eine zensierte Regierung eine mindestens so große oder größere Regierungsdauer gehabt hätte als beobachtet (Warwick 1994: 20). Letztlich ergibt sich eine Log-Likelihood-Funktion, die durch die Verwendung einer Dummyvariable δ_i , die zwischen zensierten und nichtzensierten Fällen unterscheidet, noch weiter vereinfacht wird.⁸

Durch die Maximierung dieser Likelihood gelangen King und seine Kollegen anhand des Datensatzes von Strøm (1985) zu dem Ergebnis, dass ihr auf zensierte Regierungsdaten kontrollierendes Modell bei weitem bessere Schätzwerte liefert als das rein exponentielle Ereignismodell von der Gruppe um Browne. Zusätzlich identifizieren sie sieben Attribute, die einen signifikanten Einfluss auf die Regierungsdauer ausüben.

Das KABL-Modell wird in dieser Arbeit jedoch trotz seiner relativ guten Ergebnisse nicht angewandt, was an zwei problematischen Grundannahmen dieser Methode liegt. Einerseits gehen King und Kollegen ohne weitere Überprüfung von einem bestimmten (in diesem Fall konstanten)

⁶ $\lambda_i = e^{-\beta'x_i}$; mit x_i := Vektor erklärender Kovariablen (Regierungsattributen), β := Vektor zugehöriger Koeffizienten und i := Observationsnummer (Warwick 1994: 19).

⁷ Hierbei darf Zensur nicht mit Trunkierung verwechselt werden. Beim Zensieren werden alle Einheiten observiert, einige gehen jedoch nur teilweise in das Modell mit ein. Hingegen werden bei der Trunkierung einzelne Einheiten gar nicht erst in das Sample aufgenommen (King et al. 1990: 853f).

⁸ $\ln L(\beta|t) = \sum_{i=1}^n \delta_i \left[-\beta'x_i - e^{-\beta'x_i} t_i \right] + \sum_{i=1}^n (1 - \delta_i) \left[-\beta'x_i \right]$. (King et al. 1990: 854f).

„Baseline Hazard“ (Warwick 1994: 21) aus, der dem gesamten Modell zugrunde liegt. Andererseits wirft das strategische Zensieren von bestimmten Regierungen Schwierigkeiten auf. Aus diesem Grund wird in der folgenden Analyse genauer darauf geachtet, welche Fälle zensiert werden können und bei welchen dies nicht ohne weiteres möglich ist. Darüber hinaus wird zur Identifikation der relevanten Kovariablen eine Methode verwendet, die keine spezifischen Annahmen über den Baseline Hazard voraussetzt. Eine solche ist das im Folgenden erläuterte Cox-Modell, welches in der vorliegenden Untersuchung Anwendung finden wird.

Das von Cox entwickelte „Proportional Hazards Model“ (Box-Steffensmeier und Jones 2004: 47) hat gegenüber den bisher vorgestellten Methoden den entscheidenden Vorteil, dass in ihm zwar eine zeitliche Abhängigkeit angenommen wird, deren genaue Form jedoch nicht weiter spezifiziert werden muss (Yamaguchi 1991: 101f). Dies bedeutet, dass die Form des Baseline Hazards nicht benötigt wird, um das Modell zu berechnen und somit eine potentielle Fehlerquelle im Vergleich zum KABL-Modell ausgeschlossen werden kann.⁹

Um in dieser Funktion die Parameter schätzen zu können, entwickelte Cox die „Partial Likelihood“ Methode (Cox 1974), die von der für rein parametrische Modelle verwendbaren Maximum Likelihood Estimation insofern abweicht, als dass sie nur einen Teil der vorhandenen Daten verwendet: der Baseline Hazard wird eben nicht berechnet. Die sich ergebende Wahrscheinlichkeitsfunktion lässt sich folgendermaßen darstellen:

$$\Pr(t_j = T_i | R(t_i)) = \frac{\exp(\beta' x_i)}{\sum_{j \in R(t_i)} \exp(\beta' x_j)}$$

Wobei $R(t_i)$ – das „Risk Set“ (Box-Steffensmeier und Jones 2004: 51) – diejenigen Fälle enthält, die zum Zeitpunkt t_i noch am Leben sind, also dem Risiko des Scheiterns weiterhin ausgesetzt sind. Wie schon zuvor im KABL-Modell wird wiederum mit Hilfe einer Dummyvariable δ_i zwischen zensierten und nichtzensierten Fällen unterschieden, wobei auf strategisches Zensieren bewusst verzichtet wird, da hierdurch gerade jene Fälle ausgeklammert würden, die mit am interessantesten für die Untersuchung sind (Diermeier und Stevenson 2000: 635f). Die einzigen Fälle, die zensiert werden, sind solche, bei denen die Amtsperiode einer Regierung durch Parlamentswahlen beendet wurde, also nicht dem gesuchten Endereignis Regierungsscheitern entspricht, sowie rechtszensierte Fälle – Regierungen, die zum Endzeitpunkt der Untersuchungsperiode noch an der Macht waren und deren volle Regierungsdauer damit nicht observierbar ist. Außerdem müssten Regierungen zensiert werden, die durch ein eindeutig nicht politikspezifisches Endereignis zu Fall kommen. Wie erwähnt ist hierbei allerdings zu beachten, dass gesundheitliche Probleme bei Rücktritten des

⁹ Deshalb fehlt den Cox-Modellen der β_0 -Ausdruck, was sich gut an der skalaren Form der Hazard Rate sehen lässt, die zeigt, dass β_0 von der Baseline-Hazard-Funktion λ_0 absorbiert wird:

$\lambda_i(t) = \exp(\beta_1 x_1 i + \beta_2 x_2 i + \dots + \beta_k x_k i) \lambda_0(t)$; (Box-Steffensmeier und Jones 2004: 48f).

Regierungschefs als Verschleierung für die ursächlich politischen Beweggründe dienen können. Um diesem Umstand Rechnung zu tragen, werden diesbezüglich zwei unterschiedliche Zensurregime betrachtet. Das erste definiert Regierungsenden auf Grund von gesundheitlichen Problemen tendenziell als politisch motiviert und nimmt diese Fälle damit komplett in die Analyse mit auf. Nach diesem weniger umfassenden Regime werden zunächst alle nachfolgenden Modelle berechnet. Das zweite zensiert diese Fälle. Im Gegensatz zur Praxis des strategischen Zensierens folgt diese Analyse King und seinen Kollegen jedoch in der Behandlung von Übergangsregierungen. Übergangsregierungen sind in anderen Studien (z.B. Browne et al. 1986) häufig mit der Begründung, dass sie keinerlei relevante Regierungskompetenzen besitzen würden, weggelassen worden.¹⁰ Da ein solches Vorgehen unweigerlich einen gewissen Bias mit sich bringt, ist es sinnvoll, diese Fälle mit in die Berechnung aufzunehmen, jedoch auf ihre potentiell sehr viel kürzere Regierungsdauer hin zu kontrollieren (King et al. 1990: 859). Ein letztes Problem steht der Anwendung der Partial Likelihood Methode allerdings noch im Wege. Dies hat mit Fällen zu tun, deren Überlebenszeiten genau gleich groß sind und die daher als „*Tied Events*“ (Box-Steffensmeier und Jones 2004: 53) bezeichnet werden. Diese lassen sich demnach nicht entsprechend ihrer Überlebensdauer ordnen, was aber zur Erstellung der Partial Likelihood Funktion nötig wäre. Aus diesem Grund muss diese angenähert werden, wozu in dieser Arbeit die Breslow-Methode verwendet wird, deren potentiell bestehende Ungenauigkeiten zu einem großen Teil dadurch wieder wettgemacht werden, dass durch die tagesgenaue Datierung der Regierungswechsel eine deutliche Reduzierung der Tied Events im Gegensatz zur bisher in den meisten Studien verwendeten monatlichen Einteilung erzielt wird (Yamaguchi 1991: 102f).

4. *Der verwendete Datensatz*

Grundlage für alle folgenden Berechnungen ist ein Datensatz zu Wahlen und Regierungen aus OECD-Staaten sowie osteuropäischen Ländern. In Anlehnung an die Forschungsfrage werden nur Staaten untersucht, in denen die Regierung von der Parlamentsmehrheit abhängig ist. Um diese zu identifizieren kann man entweder auf die dualistische Position Steffanis zurückgreifen und alle Länder nach der Abberufbarkeit der Regierung durch das Parlament in parlamentarische und präsidentielle Staaten aufteilen (Steffani 1983). Oder man folgt Shugart und Carey und unterteilt weiter in präsidentiell-parlamentarische und parlamentarisch-präsidentielle Systeme (Shugart und Carey 1992: 23f; Merkel 1996: 77f). Bei ersteren ist eine Abberufbarkeit der Regierung durch das Staatsoberhaupt auch gegen den Willen des Parlaments gegeben (z.B. Russland; oder Moldawien

¹⁰ Laver und Shepsle zeigen indes, dass diese Begründung nicht für alle Länder in gleichem Maße greift. Für einen Überblick über die Kompetenzen von Übergangsregierungen in Europa vgl. (Laver und Shepsle 1994: 291f).

und die Ukraine vor deren Systemwechseln), bei letzteren, die nach Duverger (1980) als semipräsidentiell zu bezeichnen wären, hingegen nicht (z.B. die V. Republik Frankreich, Finnland, Rumänien). Neben den rein präsidentiellen und den präsidentiell-parlamentarischen Systemen wird auch die Schweiz, als Sonderfall eines Direktorialsystems, nicht in die Analyse aufgenommen, da hier die Regierung (der Bundesrat) zwar vom Parlament ernannt wird, während der Legislaturperiode aber nicht wieder abgewählt werden kann. Letztlich bleiben somit 40 parlamentarische und parlamentarisch-präsidentielle Systeme, die in die Analyse einfließen.

Allerdings kann auf Grund der unterschiedlichen länderspezifischen Historie nicht für alle Länder derselbe Zeitraum ausgewertet werden. Für die meisten westlichen Systeme beginnt die Observationsperiode mit der ersten demokratisch legitimierten Regierung nach dem Zweiten Weltkrieg. Dies deckt sich mit dem Zeitraum von Huntingtons zweiter Demokratisierungswelle und auch die durch die Nelkenrevolution eingeleitete dritte Welle findet sich im Datensatz wieder (Huntington 1991). Mit dieser kommen neben Portugal und Spanien, die sich von ihren rechtsgerichteten Diktaturen befreien, auch die Staaten Osteuropas, in denen sich nach dem Fall des Kommunismus demokratische Systeme etablierten, hinzu. In Tabelle 1 sind alle in die Berechnung einfließenden Länder aufgezählt und neben den Startzeitpunkten der jeweiligen länderspezifischen Observationsperioden und etwaigen Unterbrechungen durch demokratisch nicht legitimierte Regierungen auch die Anzahl empirisch verwertbarer Regierungen und deren durchschnittliche Dauern dargestellt. Die Observationsperiode endet für alle Länder mit Ausnahme von Serbien-Montenegro¹¹ am 31.10.2006, d.h. alle Regierungen, die zu diesem Datum im Amt waren, gehen noch in die Auswertung ein. Im Datensatz werden der Start- und Endzeitpunkt einer Regierung und die sich daraus ergebende Regierungsdauer, der Regierungschef und die an der Regierung beteiligten Parteien erfasst. Außerdem ist neben der Gesamtzahl an im Kabinett stimmberechtigten Ministern auch die parteipolitische Ausrichtung eines jeden Ministers gelistet. Neben diesen Regierungsdaten wurden auch Daten zu den Parlamentswahlen erhoben, in denen die Wahlergebnisse (sowohl Stimmen- als auch Sitzverteilungen) enthalten sind. Zwei weitere, für die spätere Analyse besonders wichtige Variablen werden ebenfalls erfasst: Das sind zum einen die bereits erwähnten sechs Regierungsarten und zum anderen eine Variable, die den Grund für den Regierungswechsel genauer definiert. Hierbei wird zwischen den sieben Endereignissen unterschieden, wie sie von Beyme angibt¹², und einem achten für alle Regierungen, die bis zum Ende der Observationsperiode an der Macht waren.

¹¹ Die Observationsperiode für Serbien-Montenegro endet mit der Auflösung des serbisch-montenegrinischen Staatenbundes durch das montenegrinische Parlament am 03.06.2006, nach vorangegangenen Referendum.

¹² Von Beyme unterscheidet zwischen Wahlen, freiwilligem Rücktritt, Rücktritt auf Grund gesundheitlicher Probleme/Tod, internen Konflikten innerhalb der Koalition, Verlust der parlamentarischen Mehrheit, Intervention des Staatsoberhauptes, und sonstigen Gründen (meist Eintritt neuer Koalitionspartner) (Beyme 1973: 901ff).

Tabelle 1: Observationsperioden der untersuchten Länder

<i>Land</i>	<i>Start der Observations- periode</i>	<i>Anzahl an Regierungen</i>	<i>Regierungs- dauer in Tagen Ø</i>	<i>Land</i>	<i>Start der Observations- periode</i>	<i>Anzahl an Regierungen</i>	<i>Regierungs- dauer in Tagen Ø</i>
Albanien	12.05.1991	14	402,8	Litauen	17.03.1990	18	350,2
Australien	01.11.1946	30	730,7	Luxemburg	14.11.1945	19	1190,8
Belgien	13.03.1946	36	598,3	Mazedonien	07.03.1991	13	471,1
Bosnien- Herzegowina	20.12.1990	13	363,5	Moldawien	19.04.2001	2	1461,0
Bulgarien	20.12.1990	9	669,1	Neuseeland	19.12.1946	29	767,5
Dänemark	08.11.1945	31	730,9	Niederlande	03.07.1946	25	913,3
Deutschland	20.09.1949	27	789,0	Norwegen	06.11.1945	29	782,0
Estland	21.10.1992	10	506,3	Österreich	20.12.1945	24	908,2
Finnland	18.04.1945	42	520,5	Polen	06.12.1991	15	381,0
Frankreich	21.11.1945	59	374,9	Portugal	23.07.1976	17	653,4
Griechenland ^(a)	04.04.1946	56	337,6	Rumänien	20.06.1990	17	331,6
Großbritannien	27.07.1945	22	1045,3	Schweden	28.10.1948	27	813,9
Irland	18.02.1948	22	937,1	Serbien- Montenegro	14.07.1992	9	536,8
Island	04.02.1947	25	933,8	Slowakei	27.06.1990	11	585,1
Italien	23.05.1948	55	393,2	Slowenien	16.05.1990	11	531,5
Japan	22.05.1946	50	441,4	Spanien	05.07.1977	10	1086,8
Kanada	20.08.1945	24	960,2	Tschechien	03.07.1992	9	647,0
Kroatien	30.05.1990	9	619,0	Türkei ^(b)	22.05.1950	39	462,2
Lettland	07.05.1990	16	387,7	Ukraine	19.06.1997	9	414,8
Liechtenstein	04.09.1945	17	1361,2				

Unterbrechungen: (a) 24.04.1967-25.07.1974; (b) 30.05.1960-19.11.1961 und 21.09.1980-12.12.1983. Quelle: Eigener Datensatz.

Einen ersten Überblick über den Datensatz liefern die Histogramme in Abb. 1-3. Auffällig sind in Abb. 1 vor allem die beiden Zacken bei etwa drei und vier Jahren. Diese hängen mit den unterschiedlich langen gesetzlichen Legislaturperioden zusammen. Die Bestätigung hierfür liefert Abb. 2, in der die Regierungsdauern auf diese standardisiert dargestellt sind und nur mehr ein Zacken, der ziemlich genau am Ende einer vollen Legislaturperiode liegt zu erkennen ist. Abb. 3 zeigt ebenfalls ein auf die CIEP standardisiertes Histogramm, bei dem allerdings die Regierungsenden auf Grund von Wahlen nicht mit aufgenommen sind. Neben dem nicht mehr vorhandenen Zacken sticht vor allem die besonders hohe Häufigkeit von extrem kurzen Regierungen (der erste Balken) hervor. Dieser lässt sich auf Caretaker-Regierungen zurückführen. Sofern man diese nämlich zusätzlich ausklammert geht dieser Balken, der ein extrem hohes Scheitern während der ersten Wochen bis Monate signalisierte, stark zurück und ist dann deutlich niedriger als die maximale Kategorie bei etwa einem Fünftel der CIEP. Aus den Histogrammen lassen sich damit folgende, für das weitere Vorgehen relevante Schlüsse ziehen: (1) Es macht einen Unterschied, ob man die Regierungsdauer in Zeiteinheiten (Tagen) betrachtet, oder ob man auf die CIEP hin standardisiert. Es erscheint demnach in diesem Fall sinnvoll, die Vergleiche nicht über feste Zeitmaßeinheiten hinweg anzustellen, wie dies die meisten bisherigen Studien gemacht haben (vgl. z.B. Warwick 1994; Taylor und Herman 1971; Robertson 1984; Bienen und van de Walle 1991), sondern über eine auf die Legislaturperiode hin standardisierte Regierungsdauer, wie dies Sanders und Herman (1977) praktizieren. (2) Es ist ersichtlich, dass Regierungen, die auf Grund

von Parlamentswahlen beendet werden, nicht als gescheiterte Regierungen gewertet werden dürfen, sondern zu zensieren sind, da eine unveränderte Aufnahme dieser Fälle in das Modell zu erheblichen Verzerrungen führen würde. Diese Regierungen sind daher zwar im Datensatz vorhanden und werden auch analysiert¹³, fließen aber, wie in Abschnitt 3 beschrieben, ausschließlich über die Überlebensfunktion in die Cox-Modelle ein. (3) Übergangsregierungen erscheinen weitaus kurzlebiger als reguläre Kabinette, was deutlich für die Verwendung des Caretaker-Status als Kontrollvariable spricht.

Abbildung 1-3: Histogramme der Regierungsdauern

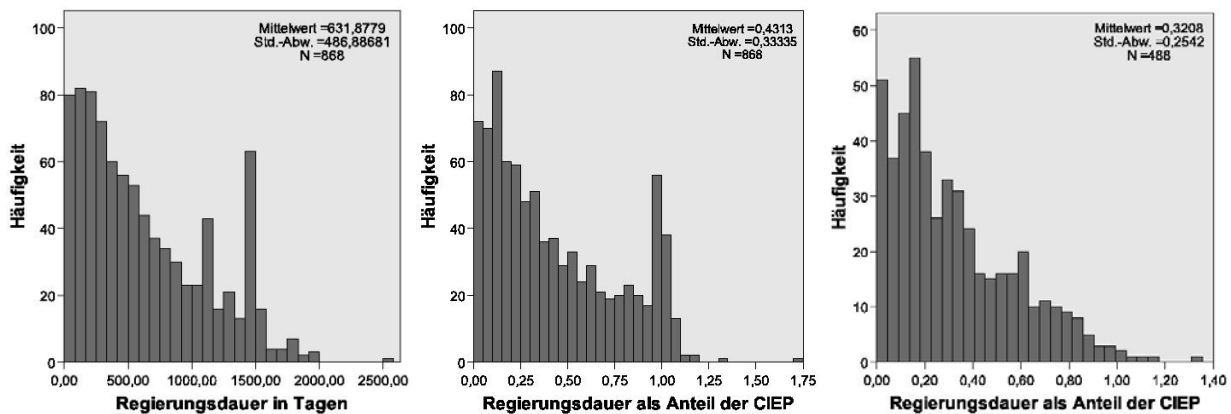


Abb. 1: Regierungsdauer in Tagen; Abb. 2: Regierungsdauer auf Legislaturperiode (CIEP) standardisiert; Abb. 3 wie Abb. 2 aber ohne Regierungen, die durch Wahlen beendet werden. Quelle: Eigener Datensatz.

5. Analyse des Datensatzes mit Hilfe der Cox-Methode

In der folgenden Analyse wird das in Abschnitt 3 vorgestellte Cox-Modell verwendet.¹⁴ Die abhängige Variable ist stets die auf die CIEP standardisierte Regierungsdauer. Die Modelle 1-7 überprüfen jeweils einzeln thematische Attributsgruppen. Diejenigen Attribute, die sich hierbei als relevant erweisen, werden in einem letzten Schritt in einem Gesamtmodell (Modell 8) zusammengeführt, womit dieses Modell die bestmögliche Erklärungskraft für die Varianzen der Regierungsdauer bietet und sich gleichzeitig etwaige Interkorrelationen identifizieren lassen. Die folgenden Hypothesen werden dabei überprüft: Es wird davon ausgegangen, dass (1) die Attribute *Caretaker*- und *Post Election Status* einen starken Einfluss auf die Regierungsdauer ausüben (diese

¹³ Der analysierte Datensatz umfasst damit **alle** Regierungen während der Observationsperiode, nicht-zensierte, deren empirisch observierte Regierungsdauer in das Modell einfließt, wie auch zensierte, deren Dauer über S(t) geschätzt wird.

¹⁴ Der auf Schoenfeld-Residuen aufbauende Proportionalitätstest nach Grambsch und Therneau liefert sowohl global als auch für jede Variable einzeln kein signifikantes Ergebnis, weshalb die für das Cox-Modell relevante Voraussetzung proportionaler Hazards angenommen werden kann. vgl. (Grambsch und Therneau 1994 sowie Blossfeld et al. 2007: 233-237).

werden deshalb auch als Kontrollvariable in allen Modellen vertreten sein); (2) die Art der Regierung eine Rolle spielt, d.h. MWC und SPG werden als regierungsverlängernd betrachtet, wohingegen MPMIN, SGMIN und SC als eher destabilisierend angesehen werden; (3) sowohl numerische wie auch ideologische Charakteristika der Regierungszusammensetzung auf Ministerebene für die Regierungsdauer relevant sind. In diesem Zusammenhang soll auch überprüft werden, inwieweit es stärker auf diese Regierungs- oder doch eher auf Parlamentscharakteristika ankommt (hierbei werden neben der Volatilität ebenfalls sowohl rein numerische Maßzahlen als auch ideologische Maße wie die Polarisierung betrachtet); (4) responsive politische Systeme, in denen sich (antizipierte) Wahlgewinne besonders gut in Regierungsbeteiligungen ummünzen lassen, größere Anreize für vorzeitige Parlamentsauflösungen bieten und somit ceteris paribus zu kürzeren Regierungen führen; (5) Systeme, die noch nicht vollständig demokratisch konsolidiert sind, eine höhere Fluktuation in den Regierungen aufweisen, was sich besonders anhand der Länder Osteuropas nachweisen lassen sollte; (6) auch weitere institutionelle Faktoren wie das Wahlsystem, eine Sperrklausel oder eine konstitutionelle Investiturerfordernis, eine Rolle spielen und (7) die wirtschaftliche Performanz eines Landes Auswirkungen auf die Regierungsbeständigkeit zeitigt. Im folgenden Analyseteil werden die theoretisch erwarteten kausalen Wirkungszusammenhänge genauer erläutert und anhand der berechneten Cox-Modelle mit der Empirie verglichen.

In Tabelle 2 sind hierfür die Partial-Likelihood-Schätzer für die einzelnen Attribute dargestellt. Ein positives Vorzeichen bedeutet einen positiven Einfluss auf die Hazard Rate und damit eine kürzere Regierungsdauer. Der Einfluss der Koeffizienten auf die Hazard Rate lässt sich mit Hilfe folgender Formel prozentual interpretieren (Box-Steffensmeier und Jones 2004: 60):

$$\% \Delta \lambda(t) = \left[\frac{e^{\beta(x_i=X_1)} - e^{\beta(x_i=X_2)}}{e^{\beta(x_i=X_2)}} \right] \cdot 100,$$

wobei neben dem Koeffizienten β , x_i die jeweilige Kovariable und X_1 und X_2 zwei bestimmte Ausprägungen dieser Kovariable darstellen. Am konkreten Beispiel des Attributs Mehrheitsstatus aus Modell 1 (X_1 : Minderheitsregierung = 0; X_2 : Mehrheitsregierung = 1) hieße dies, dass sich die Hazard Rate einer Minderheitsregierung im Vergleich zu einer Mehrheitsregierung um folgenden Prozentwert ändert:

$$\% \Delta \lambda(t) = \left(\frac{e^{-0,41 \cdot 0} - e^{-0,41 \cdot 1}}{e^{-0,41 \cdot 1}} \right) \cdot 100 = 50,68\%.$$

Hat eine Regierung also keine parlamentarische Mehrheit hinter sich, steigt die Hazard Rate um mehr als die Hälfte an, was auch im Einklang mit der bisherigen Literatur steht (vgl. Taylor und Herman 1971: 31).

*Tabelle 2: Einfluss von Attributen auf die Regierungsbeständigkeit
(abhängige Variable: auf CIEP standardisierte Regierungsdauer)*

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7	Modell 8
<i>Regierungsattribute</i>								
Caretaker Status	1,51** (0,23)	1,52** (0,22)	2,01** (0,23)	1,82** (0,22)	2,18** (0,28)	1,64** (0,22)	1,69** (0,22)	2,06** (0,30)
Post Election Status	-0,65** (0,10)	-0,65** (0,1)	-0,65** (0,10)	-0,67** (0,10)	-0,62** (0,11)	-0,68** (0,10)	-0,67** (0,10)	-0,53** (0,11)
Mehrheitsstatus	-0,43** (0,11)							-0,08 (0,18)
Rae-Index (genaue Berechnung)	0,77** (0,16)							-0,25 (0,39)
Investitur	0,19* (0,10)							-0,18 (0,12)
Single Party Governments		-0,72** (0,14)						-0,52* (0,26)
Minimal Winning Coalitions		-0,34** (0,11)						-0,20 (0,15)
Surplus Coalitions			0,47** (0,12)					
Single Government Minorities			0,44** (0,15)					
Multi Party Minority Governments			0,58** (0,16)					
Polarisierung				0,49* (0,25)				
Ordinal Disagreement				0,54** (0,14)				0,13 (0,26)
<i>Parlamentsattribute</i>								
Anzahl effektiver Parteien					0,17** (0,03)			0,09 (0,05)
Responsivität					0,86** (0,23)			0,96** (0,25)
Mischwahlsystem					0,40** (0,14)			0,38** (0,14)
Sperrklausel					0,03* (0,01)			0,03 (0,01)
Polarisierung						1,29** (0,27)		1,39** (0,41)
Ideologische Standardabweichung						-0,39** (0,14)		-0,36* (0,17)
gefestigte Demokratie							-0,54** (0,13)	-0,21 (0,13)
Osteuropäisch							-0,09 (0,14)	
Log-Likelihood	5510,09	5515,83	5521,51	5577,88	4799,33	5578,87	5578,21	4762,23
Anzahl an Fällen	880	880	880	886	784	886	886	784

Quelle: Eigener Datensatz; Angaben: Werte sind mit Hilfe des Cox Modells berechnete Partial Likelihood Koeffizienten, mit dazugehörigen Standardfehlern in Klammern; * p < 0,05; ** p < 0,01.

5.1 Analyse einzelner Attributsgruppen

Die erste Gruppe an Attributen, die getestet wird, sind Charakteristika der Regierung selbst. Dazu gehören zum einen der Caretaker-Status und zum anderen der Post Election Status, der angibt, ob es sich um die erste Regierung nach einer Wahl handelt. Denn nachdem Wahlen grundsätzlich als terminierendes Ereignis gewertet werden, hat eine Regierung, die während der laufenden Legislaturperiode an die Macht gelangt, zwangsläufig nur noch eine kürzere potentielle Regierungsdauer zur Verfügung. Des Weiteren fließt die Anzahl an der Regierung beteiligter Parteien (operationalisiert über den Rae-Index) mit ein. Außerdem wird auch der Mehrheitsbeziehungsweise Minderheitenstatus, die Investiturerfordernis und die Art der Regierung betrachtet. Neben dem Mehrheitsstatus weisen auch die anderen in Modell 1 untersuchten Regierungsattribute eine starke Signifikanz auf. Wie vermutet, gilt dies in erster Linie für die beiden Kontrollvariablen Caretaker- und Post Election Status. Auch von den Vorzeichen her bestätigen sich die Erwartungen: Der Caretaker Status wirkt sich positiv und der Post Election Status negativ auf die Hazard Rate aus. Außerdem zeigt sich, dass die Anzahl an Ministern, operationalisiert über den genauen Rae-Index¹⁵, einen positiven Einfluss auf die Hazard Rate ausübt, was der theoretischen Annahme entspricht, wonach eine stark fraktionalisierte Regierung eine weitaus komplexere Bargaining-Umgebung darstellt, als sie eine Regierung mit niedrigerem Rae-Index aufweisen würde. Außerdem wird der Einfluss einer formalen Investiturerfordernis beleuchtet. Warwick kommt in seinen Berechnungen zu dem Schluss, dass eine solche begrenzend auf die Regierungsdauer wirkt, da sie viele Regierungen gleich zu Beginn ihrer Amtszeit schon zu Fall bringen würde (Warwick 1992: 867-870). Grundsätzlich bestätigt sich dieser Befund auch in dieser Analyse, allerdings zeigen sich ein geringerer Einfluss und eine niedrigere Signifikanz als bei Warwick. Das mag daran liegen, dass auch ein umgekehrter Kausalzusammenhang bei der Investitur angenommen werden kann. Demnach hätten Regierungspartner, die gemeinsam eine Investitur durchgestanden haben, ein engeres Vertrauensverhältnis, was sich letzten Endes positiv auf die Regierungsdauer auswirken würde (vgl. Harfst 2001: 9f; Saalfeld 2000: 359).

Im zweiten und dritten Modell wird überprüft, inwieweit die Art der Regierung von Relevanz ist. Hierbei werden jeweils diejenigen Regierungsarten zusammen in ein Modell eingesetzt, von denen man annimmt, dass sie vom Vorzeichen her denselben Einfluss auf die Hazard Rate ausüben sollten. Also werden SPG und MWC als potentiell regierungsverlängernd gewertet (vgl. Riker 1962: 32f; Dodd 1974: 1110f; Budge und Keman 1990: 170f), wohingegen MPMIN, SGMIN und

¹⁵ In relativ kleinen Gremien wie Regierungen würde die Verwendung der Näherung, die allgemein als Rae-Index bekannt ist, zu starken Verzerrungen führen (genauer zu den beiden Formeln vgl. Wagschal 1999: 143-145; Rae 1967: 56; Rae/Taylor 1970: 24-25).

SC grundsätzlich eher einen positiven Einfluss auf die Hazard Rate haben sollten und somit eine kürzere Regierungsdauer zu erwarten wäre. Diese Hypothese wird durch die hochsignifikanten Werte der Modelle auch gestützt, wobei allerdings bei Verwendung eines schrittweisen Verfahrens, bei dem alle fünf Regierungsarten eingebracht werden, ausschließlich die Beständigkeit generierenden Attribute SPG und MWC signifikant bleiben. Unabhängig vom jeweiligen Vorzeichen ist der Betrag ihres Einflusses auf die Hazard Rate also höher als der von SPMIN, MPMIN und SC.

Modell 4 zeigt den Einfluss ideologischer Komponenten innerhalb der Regierung. Hierbei wird einerseits der Anteil extremer Parteien an den Ministerposten – die Polarisierung der Regierung – als auch die ideologische Verschiedenheit der Regierungspartner, operationalisiert über das sogenannte „*Ordinal Disagreement*“ (OD), auf Ministerebene überprüft (Taylor und Herman 1971: 34).¹⁶ Beide zeigen einen positiven Einfluss auf die Hazard Rate, was im Einklang mit der bisherigen Forschung steht. So bestätigt das OD beispielsweise Axelrod's These von der größeren Beständigkeit von „*Connected Coalitions*“ (Axelrod 1970: 170) und auch der destabilisierende Einfluss, den extreme Parteien innerhalb der Regierung ausüben, verwundert nicht.

Die Modelle 5 und 6 testen nun demgegenüber den Einfluss von Parlamentsattributen. Zuerst wird analog zum Rae-Index bei den Regierungsattributen auch die Anzahl an Parlamentsparteien untersucht. Hierfür wird die eng mit dem Rae-Index verwandte Anzahl effektiver Parteien nach Laakso und Taagepera (1979: 7f) verwendet. Wie schon innerhalb der Regierung zeigt sich auch im Parlament ein starker positiver Einfluss der Fraktionalisierung auf die Hazard Rate, wofür die mit der wachsenden Anzahl an Parlamentsparteien einhergehende Vergrößerung der Koalitionsmöglichkeiten verantwortlich sein dürfte.¹⁷ Denn je mehr Optionen eine Partei zur Regierungsbildung hat, desto instabiler werden die Kabinette, da bereits minimale Störungen des Gleichgewichts innerhalb der Regierung zum Scheitern derselben führen können (Grofman und Rozendaal 1997: 428f). Ebenfalls einen negativen Effekt auf die Regierungsbeständigkeit weisen die Variablen *Responsivität*, *Mischwahlsystem* und *Sperrklausel* auf. Die Responsivität berechnet sich als der auf das Intervall von 0-1 standardisierte 10-Jahresdurchschnitt vom Anteil an Regierungsparteien, die bei der letzten Parlamentswahl Gewinne erzielen konnten (Strøm 1990: 45-48; Warwick 1994: 38). Die Logik dahinter ist folgende: Ein hoher Wert der Responsivität ist ein Indikator für ein System, in dem sich Wahlgewinne auch wirklich in Vorteile bei der

¹⁶ Für die Berechnung des OD wurden zunächst alle Parteien in die Parteifamilien Kommunisten/Sozialisten, Sozialdemokraten, Grüne, Christliche Mitte/Nichtchristliche Mitte/Regionalisten/Sonstige, Liberale, Konservative und Rechte/Nationalisten eingeordnet. Das OD berechnet sich dann nicht über alle Parteien einzeln, sondern über die Prozente der Parteifamilien.

¹⁷ Eine Verwendung des auf dem Konzept der Banzhaf-Macht aufbauenden Index' von Dumont und Caulier, der die Anzahl effektiver relevanter Parteien misst und der damit tendenziell noch besser für die Beschreibung von Parlamenten geeignet ist als die Anzahl effektiver Parteien, ergibt keine nennenswerten Unterschiede (Dumont und Caulier 2003).

Regierungsbildung ummünzen lassen. Ist dies der Fall, steigt die Wahrscheinlichkeit, dass gute Umfrageergebnisse eine Regierungspartei zur vorzeitigen Aufkündigung der Regierung bewegen, da die antizipierten Gewinne bei den nächsten Wahlen auch wirklich bei der neuerlichen Regierungsbildung positive Auswirkungen haben würden (King et al. 1990: 45-48).

Die Überprüfung des Attributs Wahlsystem ergab nur für das Mischwahlsystem einen signifikanten und zwar positiven Einfluss auf die Hazard Rate, weshalb es auch als einziges in den Modellen in Tabelle 2 erscheint.¹⁸ Verhältnis- und Mehrheitswahlsystem zeigen keinen Einfluss. Für die Mehrheitswahl muss dies allerdings insoweit korrigiert werden, als dass hier ein starker Zusammenhang mit der Anzahl an Parteien gegeben ist, wodurch sie sich doch indirekt in der Regierungsdauer niederschlägt. Für Verhältniswahlsysteme lässt sich allerdings auch ein solcher indirekter Zusammenhang nicht finden. Duvergers (1967: 245-255) und Sartoris (1967: 173) Formel, Verhältniswahlsysteme generieren Vielparteiensysteme, die dann Kabinettsinstabilität begünstigen, muss demnach in dieser Einfachheit eindeutig zurückgewiesen werden.¹⁹ Dieses eher diffuse Ergebnis, was den Einfluss des Wahlsystems anbelangt, fügt sich nahtlos in die jüngere Forschung ein, die Wahlsystemen ausschließlich unter Beachtung zusätzlicher, in diesem Artikel nicht weiter abgeprüfter Kontextfaktoren (z.B. der Wahlgeographie) einen gewissen Effekt zuschreiben (Sartori 1994: 40-48; Nohlen 2007: 448-461). Ein weiterer Faktor, der mit dem Wahlsystem zusammenhängt, ist das Vorhandensein und die Höhe einer gesetzlichen Sperrklausel. Deren geringer, aber dennoch signifikanter positiver Einfluss über alle Länder hinweg lässt sich ausschließlich über den Fall Frankreich erklären. Dort gab es seit 1967 eine im internationalen Vergleich sehr hohe Sperrklausel von zunächst 10 Prozent, die seit 1978 sogar bei 12,5 Prozent liegt. Gleichzeitig sind die Regierungen in Frankreich, auch in dieser Periode insgesamt betrachtet relativ kurz (im Durchschnitt 498 Tage). Durch diese Konstellation wird der eigentlich zu erwartende negative Effekt auf die Hazard Rate überlagert, den Sperrklauseln über ihre tendenziell parteienreduzierende Wirkung – die sich im übrigen auch durch einfache Korrelationen im Datensatz nachweisen lässt – ausüben sollten.

Das sechste Modell widmet sich den ideologischen Attributen im Parlament. Die Berechnung der Polarisierung und der hier als Operationalisierung für die ideologische Verschiedenheit gewählten ideologischen Standardabweichung (IS) erfolgt analog zu der Berechnung innerhalb der Regierung anhand der Einteilung in Parteifamilien. Eine hohe Polarisierung des Parlaments führt nach Laver und Schofield (1998: 200f) zu einer Verkleinerung des Koalitionsraums, der nach Sartori (1976: 142-144) zusätzlich von sich ideologisch stärker unterscheidenden Parteien besetzt ist als dies in

¹⁸ Die vergleichsweise grobe dichotome Unterscheidung zwischen Verhältnis-, und Mehrheitswahlsystemen wird durch die Residualkategorie der Mischwahlsysteme erweitert, in die Grabenwahlsysteme (z.B. Albanien, Ungarn) wie auch das japanische SNTV (bis 1993) fallen. Die Einordnung erfolgte anhand der Daten von IDEA.

¹⁹ Zu diesem Ergebnis gelangt auch Furlong in seiner Länderstudie zu Italien (Furlong 1991: 58f).

weniger polarisierten Ländern der Fall wäre. Damit ist ein positiver Einfluss der Polarisierung auf die Hazard Rate zu erwarten. Dieser bestätigt sich auch deutlich in Modell 6. Bei der ideologischen Diversität des Parlaments wird davon ausgegangen, dass sich diese negativ auf die Regierungsdauer auswirkt (Taylor und Herman 1971: 33f; Warwick 1992b). Dieser Befund bestätigt sich aber nicht. Es zeigt sich sowohl bei der Operationalisierung über das OD als auch über die in Modell 6 verwendete IS ein negativer Einfluss auf die Hazard Rate. Eine mögliche Erklärung hierfür wäre, dass sich gerade in sehr stark ideologisch inhomogenen Parlamenten die gemäßigten Parteien der Mitte zusammentun um eine Regierung zu bilden. Übrig bleibt eine Opposition, die ideologisch besonders stark getrennt ist, wodurch eine einheitliche Oppositionsstrategie, wie sie zum Beispiel für Misstrauensvoten unerlässlich ist, nicht verfolgt werden kann. Die IS der gesamten Parlamentsparteien wäre damit nur indirekt für die größere Regierungsbeständigkeit verantwortlich. Der eigentliche Verursacher für die dauerhaften Regierungen wäre die große ideologische Distanz der Oppositionsparteien.

Im nächsten Modell wird geprüft, ob osteuropäische Länder eine signifikant kürzere Regierungsdauer aufweisen als westliche. Wenn man neben den Kontrollvariablen nur das Attribut *osteuropäisch* einfließen lässt, ergibt sich dieser Zusammenhang deutlich. Allerdings zeigt das hier dargestellte Modell 7, dass es weniger am Status osteuropäisch liegt, als vielmehr daran, dass es sich um junge, noch nicht konsolidierte Demokratien handelt, bei denen vor einer untersuchten Regierung noch keine mindestens zehnjährige demokratische Tradition lag. Wirtschaftliche Attribute²⁰ und die Volatilität²¹ zeigten keinen relevanten Einfluss, weshalb sie in den Modellen nicht dargestellt sind.

5.2 Synthese aller Attribute in ein einziges Modell

Aus den vorangegangenen Modellen werden diejenigen Attribute in das Gesamtmodell (Modell 8) übernommen, die sich als signifikant erwiesen haben. Dies geschieht einerseits, um mögliche Interkorrelationen zu identifizieren und andererseits, um ein Modell zu erhalten, das einen

²⁰ Die drei Hauptzeichen eines Wirtschaftssystems *Arbeitslosenquote*, *Inflation* und *Wirtschaftswachstum* zeigen insgesamt betrachtet keinen signifikanten Einfluss. Einzig in Teilgruppen ergaben sich Signifikanzen. So spielt die Arbeitslosenquote nur bei linken Regierungen und bei MWC eine Rolle und das tendenziell auch stärker nach der Ölkrise, wohingegen die Inflation, wenn überhaupt, nur vor der Ölkrise von Bedeutung für die Regierungsbeständigkeit war. Das Wirtschaftswachstum allerdings bleibt auch in den einzelnen Teilgruppen irrelevant. Dieses Ergebnis steht im Gegensatz zu zahlreichen Studien, die wirtschaftliche Faktoren als relevant identifizieren (z.B. Robertson 1984; Warwick 1992c; Obinger 2000). Andere Autoren wie Alesina et al. (1992) oder Siermann (1998) können hingegen ebenfalls keinen Zusammenhang zwischen dem Wirtschaftswachstum und der Wahrscheinlichkeit für Regierungswechsel erkennen.

²¹ Zur Berechnung der Volatilität siehe Pedersen (1979: 3) und Shamir (1984: 41). Für einen differenzierteren Ansatz den Einfluss der Volatilität auf das Regierungsscheitern betreffend, der hier aber nicht getestet werden kann, siehe Grofman und Rozendaal (1997: 430, 1994).

möglichst großen Teil der Gesamtvarianz erklären kann. Als Ergebnis kann festgehalten werden, dass ein starker Einfluss der beiden Kontrollvariablen Caretaker und Post Election Status, der Polarisierung des Parlaments, der Responsivität des politischen Systems sowie des Mischwahlsystems gegeben ist. Bei der Art der Regierung weisen einzig noch SPG einen Einfluss auf. Interessant ist, dass es eher die Parlamentsattribute sind (Polarisierung, Anzahl effektiver Parteien und evtl. IS), die Auswirkungen auf die Regierungsbeständigkeit haben. Jegliche Attribute der Regierung selbst zeigen keine Signifikanz mehr, was gegen Warwicks These spricht, nach der die Regierungsattribute größere Relevanz gegenüber denen des Parlaments haben.

Die Verwendung des alternativen, etwas umfassenderen Zensurregimes, welches Regierungsenden auf Grund gesundheitlicher Rücktritte ausklammert, ergibt insgesamt keine nennenswerten Unterschiede und ist daher nicht extra gelistet.

5.3 Eine kurze Einführung in die Debatte um die Form der Baseline Hazard Rate

Der große Vorteil des berechneten Cox-Modells ist es, dass die Attribute identifiziert werden können, ohne zuvor eine funktionale Form der Baseline Hazard Rate annehmen zu müssen. In der Wissenschaft ist deren genaue Form umstritten. So gibt es Verfechter eines konstanten Baseline Hazards (Browne et al. 1986; Cioffi-Revilla 1984; King et al. 1990) und solche, die auf Grundlage der Coalition-of-Minorities-These (Mueller 1970: 20) von einer mit der Zeit ansteigenden Rate ausgehen (Warwick und Easton 1992: 141-143). Bienen und van de Walle haben in ihren Arbeiten zur Amtsdauer politischer Führungsgestalten hingegen eine sinkende Hazard Rate identifiziert (Bienen und van de Walle 1991, 1992), wobei sich deren Ergebnisse in nachfolgenden Studien nicht bestätigen ließen (Alt und King 202-208). Nach Diermeier und Stevenson (2000) muss bei der Baseline Hazard Rate ohnehin zwischen vorzeitiger Auflösung des Parlaments mit anschließenden vorverlegten Neuwahlen (*dissolution*) und Regierungen, die einfach ersetzt werden (*replacements*), unterschieden werden (Diermeier und Stevenson 2000). Sie gehen gemäß dem spieltheoretischen Modell von Lupia und Strøm (1995) davon aus, dass einzig die Hazard Rate für dissolutions stark ansteigt, die für replacements hingegen praktisch konstant bleibt, wodurch sich letztlich nur ein leichter Anstieg der gepoolten Hazard Rate ergibt. Dieser lässt sich jedoch mit statistischen Methoden weitaus schwieriger nachweisen als der für dissolution Hazards (Diermeier und Stevenson 1999: 1054). Ein adäquater Test dieser These ist mit dem hier verwendeten Datensatz allerdings nicht möglich, da er nicht zwischen dissolutions und replacements unterscheidet, weshalb über die Form des Baseline Hazards keine Aussage getroffen werden kann.²² Weitere Forschung tut

²² Mit Hilfe der Sterbetafelmethode berechnete gepoolte Hazard Raten (keine Baseline Hazards!) weisen zwar eine ansteigende Form auf, sind allerdings nur als Indiz zu werten und nicht als letzte Bestätigung für einen

hier zweifellos Not.

6. Zusammenfassung

In der dargestellten Analyse hat sich gezeigt, dass sowohl Attribute als auch ein bestimmter zugrundeliegender Trend bedeutsam für die Regierungsdauer sind. Dementsprechend stellt ein Event-History-Ansatz, der die beiden Traditionen der Attributsansätze und der rein stochastischen Ereignisansätze verbindet, eine überlegene Untersuchungsmethode dar. Grundsätzlich ist diese Methode immer dann eine gute Alternative zu klassischen Korrelations- und Regressionsmodellen, wenn die verstrichene Zeit selbst als ein relevanter Faktor erachtet wird. Da die Form der zugrundeliegenden Baseline Hazard Rate nicht von vornherein bekannt ist, wird das semi-parametrische Cox-Modell verwendet, mit Hilfe dessen die relevanten Kovariablen für das Regierungsscheitern identifiziert werden. Hierbei ergibt sich das folgende Bild:

Übergangskabinette (Caretaker) sind signifikant weniger beständig wohingegen Regierungen, die direkt nach einer Parlamentswahl entstehen (Post Election Status), eine größere Überlebenswahrscheinlichkeit aufweisen als solche, die während der Legislaturperiode an die Macht gelangen. Grundsätzlich zeigt sich weiter, dass Charakteristika der Regierung wie des Parlaments einen Einfluss auf die Regierungsbeständigkeit haben. Als regierungsverlängernd erwiesen sich Einparteienmehrheitsregierungen und Minimal-Winning-Koalitionen, wohingegen Minderheitenkabinette sowie übergroße Koalitionen eher destabilisierend wirken. Eine hohe Anzahl an Parteien im Parlament, operationalisiert über den Rae-Index oder die effektive Anzahl an Parteien, wirkt sich positiv auf die Hazard Rate aus – Regierungen die sich aus stark fraktionalisierten Parlamenten rekrutieren scheitern demzufolge früher.

Neben diesen ideologiefreien Maßzahlen spielt allerdings auch die parteipolitische Ausrichtung der Parlamentarier eine Rolle. Besonders hervorzuheben ist hierbei die Anzahl extremer Parteien in der Kammer (Polarisierung), die stark regierungsverkürzend wirkt. Eine große programmatische Distanz innerhalb des Parlaments, operationalisiert über die ideologische Standardabweichung, zeigt hingegen nicht den erwarteten und von anderen Forschern postulierten positiven sondern einen signifikanten negativen Einfluss auf die Hazard Rate, was an der bei diesen Fällen auch sehr stark ideologisch gespaltenen Opposition liegen mag, die keine adäquate Oppositionsstrategie im Hinblick auf Misstrauensvoten ermöglicht. Von beträchtlichem Einfluss ist außerdem die Responsivität des politischen Systems, die letztlich angibt, inwiefern sich (antizipierte) Wahlgewinne auch wirklich in der Regierungsbeteiligung niederschlagen. Dies kann auch als

ansteigenden Baseline Hazard (Lawless 1982: 52ff).

Indikator für die Anwendung strategischen Wahltimings gewertet werden (vgl. Smith 2004).

Der in dieser Arbeit erstmals durchgeführte Test, inwiefern es eher auf diese Parlamentscharakteristika oder auf Attribute der Regierung ankommt, fällt zugunsten der Parlamentsattribute aus. Grundsätzlich zeigen die Attribute der Regierung (jeweils operationalisiert über das Parteibuch der Kabinettsmitglieder) zwar signifikante Einflüsse, wenn sie alleine in das Modell mit einfließen. Sobald jedoch auf die Parlamentsattribute kontrolliert wird, verlieren sie allesamt an Signifikanz. Dies steht im klaren Gegensatz zu den Ergebnissen Warwicks, der Regierungsattribute als relevanter erachtet, diese allerdings nicht wie hier geschehen über die in den Regierungen vertretenen Minister operationalisiert.

Ebenfalls im Gegensatz zu bisherigen Annahmen (Duverger) stehen die Ergebnisse bezüglich des Wahlsystems. Verhältniswahlsysteme haben demnach keinerlei negativen Einfluss auf die Regierungsdauer, sondern einzig Mischwahlsysteme weisen einen solchen auf. Bei der Frage, ob osteuropäische Länder eine signifikant andere Hazard Rate aufweisen als westliche, hat sich zwar gezeigt, dass dem so ist – dies liegt aber nicht primär am Status als osteuropäisches Land, sondern vielmehr daran, ob ein Land ein konsolidiertes demokratisches System aufweisen kann oder nicht. Andere Attribute wie eine formale Investiturerfordernis zeigen nur schwache oder – wie etwa die Volatilität und die wirtschaftlichen Attribute – praktisch gar keine Auswirkungen. Auch diese Ergebnisse stehen im Gegensatz zu bisherigen Studien (Warwick 1994; Robertson 1984). Insgesamt hat die vorliegende Untersuchung damit einerseits teilweise die in Vorläuferstudien als relevant identifizierten Faktoren bestätigt (Caretaker, Postelection Election Status, Art der Regierung, Fraktionalisierung sowie Polarisierung des Parlaments, Responsivität des politischen Systems), auf der anderen Seite konnten jedoch bislang als relevant betrachtete Faktoren entweder ausgeschlossen (wirtschaftliche Attribute, Volatilität) oder als komplexere und damit differenzierter anzugehende Kausalzusammenhänge identifiziert werden (Wahlsystem, formale Investiturerfordernis, konsolidierte Demokratie, Regierungsattribute, ideologische Vielfalt des Parlaments).

Die Klärung der genauen Form der Baseline Hazard Rate konnte im Rahmen dieses Artikels nicht abschließend geleistet werden. Sie stellt somit auch weiterhin eine offene Frage dar, obgleich die Option einer steigenden Rate nicht nur auf Grund der theoretischen Plausibilität, sondern auch angesichts von mit Hilfe der Sterbetafelmethode berechneten, gepoolten Hazard Raten an Wahrscheinlichkeit gewinnt. Insgesamt zeigt sich jedoch auch, dass eine weitere, noch genauere Beschäftigung mit dem Thema Regierungsbeständigkeit ohne ein erneutes problemzentriertes Überdenken der Datensatzgenerierung nicht möglich ist. Hier kann Michael Lavers Postulat nur zugestimmt werden: „Once again, a return to primary sources will be needed to construct the dataset that is tailored to testing this approach exhaustively“ (Laver 2003: 38). Denn mit den vorhandenen, bisher in fast allen Studien verwendeten Standarddatensätzen mit ihren schon inhärenten

Regierungsdefinitionen (z.B. Woldendorp et al. 1998, 2000) dürfte es sehr schwierig, wenn nicht sogar gänzlich unmöglich sein, weiterführende spezifische Forschung zu diesem Thema zu betreiben.²³

Literatur

- Agadjanian, Victor und Ekaterina Makarova. 2003. From Soviet Modernization to Post-Soviet Transformation: Understanding Marriage and Fertility Dynamics in Uzbekistan. In: *Development and Change* (34). 447-473.
- Alesina, Alberto, Sule Özler, Nouriel Roubini und Phillip Swagel. 1992. Political Instability and Economic Growth. *NBER Working Paper* No. 4173. Cambridge.
- Alt, James E. und Gary King. 1994. Transfers of Governmental Power: The Meaning of Time Dependence. In: *Comparative Political Studies* (27). 190-210.
- Axelrod, Robert. 1970. *Conflict of Interest*. Chicago: Markham.
- Beyme, Klaus von. 1973. *Die parlamentarischen Regierungssysteme in Europa*. München: Piper.
- Beyme, Klaus von. 1971. Party Systems and Cabinet Stability in European Parliamentary Systems. In: Commager, Henry S. (Hrsg.). *Festschrift für Karl Loewenstein. Aus Anlass seines achtzigsten Geburtstages*. Tübingen: Mohr. 51-70.
- Bienen, Henry und Nicolas Van de Walle. 1992. A Proportional Hazard Model of Leadership Duration. In: *Journal of Politics* (54). 685-717.
- Bienen, Henry und Nicolas Van de Walle. 1991. *Of Time and Power. Leadership Duration in the Modern World*. Stanford: Stanford University Press.
- Blondel, Jean. 1968. Party Systems and Patterns of Government in Western Democracies. In: *Canadian Journal of Political Science* (1). 180-203.
- Blossfeld, Hans-Peter. 1986. *Ereignisanalyse. Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*. Frankfurt, New York: Campus.
- Blossfeld, Hans-Peter, Katrin Golsch und Götz Rohwer. 2007. *Event History Analysis with Stata*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.
- Box-Steffensmeier, Janet M. und Bradford S. Jones. 2004. *Event History Modeling. A Guide for Social Scientists*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Browne, Eric C., John P. Frendreis und Dennis W. Gleiber. 1984a. An "Events" Approach to the Problem of Cabinet Stability. In: *Comparative Political Studies* (17). 167-197.

²³ Diese Kritik trifft zu einem Teil auch auf die hier durchgeführte Analyse zu, da andere Regierungsdefinitionen und damit verbunden alternative Operationalisierungen der abhängigen Variable *Regierungsdauer* durchaus zu abweichenden Ergebnissen führen könnten. Die sich hier aufzeigende Problematik, welche allerdings größtenteils auch der Datenlage geschuldet ist, dürfte einen der Hauptaspekte weiterer Forschung auf diesem Gebiet darstellen.

- Browne, Eric C., John P. Frendreis und Dennis W. Gleiber. 1986. The Process of Cabinet Dissolution. An Exponential Model of Duration and Stability in Western Democracies. In: *American Journal of Political Science* (30). 628-650.
- Browne, Eric C., Dennis W. Gleiber und Carolyn S. Mashoba. 1984b. Evaluating Conflict of Interest Theory. Western European Cabinet Coalitions. In: *British Journal of Political Science* (14). 1-32.
- Budge, Ian und Hans Keman. 1990. *Parties and Democracy. Coalition Formation and Government Functioning in Twenty States*. Oxford: Oxford University Press.
- Cioffi-Revilla, Caudio. 1984. The Political Reliability of Italian Governments. An Exponential Survival Model. In: *The American Political Science Review* (78). 318-337.
- Cox, David R. 1974. Partial Likelihood. In: *Biometrika* (62). 269-276.
- De Swaan, Abram. 1973. *Coalition Theories and Cabinet Formations. A Study of Formal Theories of Coalition Formation Applied to Nine European Parliaments After 1918*. Amsterdam u.a.: Elsevier.
- Derosas, Renzo. 2003. Watch Out for the Children! Differential Infant Mortality of Jews and Catholics in Nineteenth-Century Venice. In: *Historical Methods* (36). 109-130.
- Diermeier, Daniel und Randolph T. Stevenson. 2000. Cabinet Terminations and Critical Events. In: *The American Political Science Review* (94). 627-640.
- Diermeier, Daniel und Randolph T. Stevenson. 1999. Cabinet Survival and Competing Risks. In: *American Journal of Political Science* (43). 1051-1068.
- Dodd, Lawrence C. 1976. *Coalitions in Parliamentary Government*. Princeton: Princeton University Press.
- Dodd, Lawrence C. 1974. Party Coalitions in Multiparty Parliaments. A Game Theoretic Analysis. In: *American Political Science Review* (68). 1093-1117.
- Dodd, Lawrence C. 1984. The Study of Cabinet Durability. Introduction and Commentary. In: *Comparative Political Studies* (17). 155-161.
- Dogan, Mattei (Hrsg.). 1989. *Pathways to Power. Selecting Rulers in Pluralistic Democracies*. Boulder Colorado: Westview Press.
- Dumont, Patrick und Jean-François Caulier. 2003. *The "Effective Number of Relevant Parties". How Voting Power Improves Laakso-Taagepera's Index*.
http://centres.fusl.ac.be/CEREC/document/2003/cerec2003_7.pdf (05.02.2009).
- Duverger, Maurice. 1980. A New Political System Model. Semi-Presidential Government. In: *European Journal of Political Research* (8). 165-187.
- Duverger, Maurice. 1967. *Political Parties. Their Organization and Activity in the Modern State*. London: Methuen.

- Freundreich, John P., Dennis W. Gileber und Eric C. Browne. 1986. The Study of Cabinet Dissolutions in Parliamentary Democracies. In: *Legislative Studies Quarterly* (11). 619-628.
- Furlong, Paul. 1991. Government Stability and Electoral Systems. The Italian Example. In: *Parliamentary Affairs* (44). 50-59.
- Gallagher, Michael, Michael Laver und Peter Mair. 2006. *Representative Government in Modern Europe*. Boston: McGraw Hill.
- Grambsch, Patricia M. und Terry M. Therneau. 1994. Proportional Hazards Tests and Diagnostics Based on Weighted Residuals. In: *Biometrika* (81). 515-526.
- Grofman, Bernard und Peter van Roozendaal. 1997. Review Article. Modelling Cabinet Durability and Termination. In: *British Journal of Political Science* (27). 419-451.
- Grofman, Bernard und Peter van Roozendaal. 1994. Toward a Theoretical Explanation of Premature Cabinet Termination. With Application to Postwar Cabinets in the Netherlands. In: *European Journal of Political Research* (26). 155-170.
- Harfst, Philipp. 2001. *Regierungsstabilität in Osteuropa. Der Einfluss von Parlamenten und Parteien*. Discussion Paper FS III 01-204. Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB).
- Harmel, Robert und John D. Robertson. 1986. Government Stability and Regime Support. A Cross-National Analysis. In: *The Journal of Politics* (48). 1029-1040.
- Huntington, Samuel P. 1991. *The Third Wave. Democratization in the Late Twentieth Century*. Norman, London: University of Oklahoma Press.
- IDEA. Electoral System Archive. <http://www.idea.int/esd/world.cfm> (05.02.2009).
- King, Gary, James E. Alt, Nancy E. Burns und Michael Laver. 1990. A Unified Model of Cabinet Dissolution in Parliamentary Democracies. In: *American Journal of Political Science* (34). 846-871.
- King, Gary. 1988. Statistical Models for Political Science Event Counts. Bias in Conventional Procedures and Evidence for the Exponential Poisson Regression Model. In: *American Journal of Political Science* (32). 838-863.
- Laakso, Markku und Rein Taagepera. 1979. "Effective" Number of Parties. A Measure with Application to West Europe. In: *Comparative Political Studies* (12). 3-27.
- Laver, Michael und Norman Schofield. 1998. *Multiparty Government. The Politics of Coalition in Europe*. Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Laver, Michael und Kenneth A. Shepsle (Hrsg.). 1994. *Cabinet Ministers and Parliamentary Government*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Laver, Michael und Kenneth A. Shepsle. 1996. *Making and Breaking Governments. Cabinets and Legislatures in Parliamentary Democracies*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Laver, Michael. 2003. Government Termination. In: *Annual Review of Political Science* (6). 23-40.
- Lawless, Jerald F. 1982. *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*. New York: Wiley.
- Lijphart, Arend. 1984a. A Note on the Meaning of Cabinet Durability. In: *Comparative Political Studies* (17). 163-166.
- Lijphart, Arend. 1984b. Measures of Cabinet Durability. A Conceptual and Empirical Evaluation. In: *Comparative Political Studies* (17). 265-279.
- Lijphart, Arend. 1984c. *Democracies. Patterns of Majoritarian and Consensus Government in Twenty-One Countries*. New Haven: Yale University Press.
- Lupia, Arthur und Kaare Strøm. 1995. Coalition Termination and the Strategic Timing of Parliamentary Elections. In: *The American Political Science Review* (89). 648-665.
- Merkel, Wolfgang. 1996. Institutionalisierung und Konsolidierung der Demokratien in Ostmitteleuropa. In: ders., Eberhard Sandschneider und Dieter Segert (Hrsg.). *Systemwechsel 2. Die Institutionalisierung der Demokratie*. Opladen: Leske und Budrich. 73-112.
- Mueller, John E. 1970. Presidential Popularity from Truman to Johnson. In: *The American Political Science Review* (64). 18-34.
- Nohlen, Dieter. 2007. *Wahlrecht und Parteiensystem*. Opladen, Budrich.
- Obinger, Herbert. 2000. Politische Regime, politische Stabilität und Wirtschaftswachstum. In: *Swiss Political Science Review* (6). 1-26.
- Pedersen, Mogens N. 1979. The Dynamics of European Party Systems. Changing Patterns of Electoral Volatility. In: *European Journal of Political Research* (7). 1-26.
- Rae, Douglas W. und Michael Taylor. 1970: *The Analysis of Political Cleavages*. New Haven: Yale University Press.
- Rae, Douglas W. 1967. *The Political Consequences of Electoral Laws*. New Haven: Yale University Press.
- Riker, William H. 1962. *The Theory of Political Coalitions*. New Haven: Yale University Press.
- Robertson, John D. 1984. Toward a Political-Economic Accounting of the Endurance of Cabinet Administrations. An Empirical Assessment of Eight European Democracies. In: *American Journal of Political Science* (28). 693-707.
- Saalfeld, Thomas. 2000. Members of Parliament and Government in Western Europe. Agency Relations and Problems of Oversight. In: *European Journal of Political Research* (37). 353-376.
- Sanders, David und Herman, Valentin, 1970: The Stability and Survival of Governments in Western Europe. In: *Acta Politica* (12). 346-377.
- Sartori, Giovanni. 1966. European Political Parties. The Case of Polarized Pluralism. In: LaPalombara, Joseph und Myron Weiner (Hrsg.). *Political Parties and Political*

- Development*. Princeton: Princeton University Press. 137-176.
- Sartori, Giovanni. *Comparative Constitutional Engineering - an Inquiry into Structures, Incentives and Outcomes*. Basingstoke (u.a.): Macmillan.
- Shamir, Michal. 1984. Are Western Party Systems "Frozen"? A Comparative Dynamic Analysis. In: *Comparative Political Studies* (17). 35-79.
- Shugart, Matthew S. und John M. Carey. 1992. *Presidents and Assemblies. Constitutional Design and Electoral Dynamics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Siegfried, André. 1956. Stable Instability in France. In: *Foreign Affairs* (34). 394-404.
- Siermann, Clemens L. 1998. *Politics, Institutions and the Economic Performance of Nations*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Smith, Alastair. 2004. *Election Timing*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Steffani, Winfried. 1983. Zur Unterscheidung parlamentarischer und präsidentieller Regierungssysteme. In: *Zeitschrift für Parlamentsfragen* (14). 390-401.
- Strøm, Kaare, Eric C. Browne, John P. Frendreis und Dennis W. Gleiber. 1988. Contending Models of Cabinet Stability. In: *The American Political Science Review* (82). 923-941.
- Strøm, Kaare. 1990. *Minority Government and Majority Rule*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Strøm, Kaare. 1985. Party Goals and Government Performance in Parliamentary Democracies. In: *The American Political Science Review* (79). 738-754.
- Taylor, Michael und Valentin Herman. 1971. Party Systems and Government Stability. In: *The American Political Science Review* (65). 28-37.
- Tutz, Gerhard. 2000. *Die Analyse kategorialer Daten. Anwendungsorientierte Einführung in Logit-Modellierung und kategoriale Regression*. München: Oldenbourg.
- Wagschal, Uwe. 1999. *Statistik für Politikwissenschaftler*. München: Oldenbourg.
- Warwick, Paul V. und Stephen T. Easton. 1992. The Cabinet Stability Controversy. New Perspectives on a Classic Problem. In: *American Journal of Political Science* (36). 122-146.
- Warwick, Paul V. 1992a. Rizing Hazards. An Underlying Dynamic of Parliamentary Government. In: *American Journal of Political Science* (36). 857-876.
- Warwick, Paul V. 1992b. Ideological Diversity and Government Survival in Western European Parliamentary Democracies. In: *Comparative Political Studies* (25). 332-361.
- Warwick, Paul V. 1992c. Economic Trends and Government Survival in West European Parliamentary Democracies. In: *The American Political Science Review* (86). 875-887.
- Warwick, Paul V. 1994. *Government Survival in Parliamentary Democracies*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Warwick, Paul V. 1979. The Durability of Coalition Governments in Parliamentary Democracies.

- In: *Comparative Political Studies* (11). 465-498.
- Woldendorp, Jaap, Hans Keman und Ian Budge. 1998. Party Government in 20 Democracies. An Update (1990-1995). In: *European Journal of Political Research* (33). 125-164.
- Woldendorp, Jaap, Hans Keman und Ian Budge. 2000. *Party Government in 48 Democracies (1945-1998). Composition – Duration – Personnel*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Yamaguchi, Kazuo. 1991. *Event History Analysis*. Newbury Park: Sage Publications.
- Ziegler, A., S. Lange und R. Bender. 2004. Überlebenszeitanalyse. Die Cox-Regression. In: *Deutsche Medizinische Wochenschau* (129). 1-3.